دراسة قياسية للعلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة

حالة الجزائر 1981-2014

مداح عبد الهادي
جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، الجزائر
a.meddah@univhb-chlef.dz

أ.د البشير عبد الكريم
جامعة حسيبة بن بوعلي الشلف، الجزائر
a.elbachir@univhb-chlef.dz

An Empirical Study Of the relationship between real GDP and the unemployment Rate

Study for Algeria 1981-2014

Abdelhadi MEDDAH & Pr . Abdelkrim ELBACHIR

University of Hassiba ben bouali chlef - Algeria

Received:10 Mar 2017 *Accepted: 15 June 2017* *Published: 30 June 2017*

ملخص:

تهدف هذه الورقة إلى دراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي وسوق العمل من خلال دراسة العلاقة بين التغير في الناتج المحلي الحقيقي والتغير في معدل البطالة وذلك خلال الفترة 1981-2014، واختبار تحقق قانون أوكن في حالة الاقتصاد الجزائري.

قمنا بدراسة استقرارية سلسلة التغير في الناتج المحلي الحقيقي وسلسلة التغير في معدل البطالة، وقمنا بدراسة السببية بين المتغيرين؛ وخلصنا إلى استخدام نموذج VAR في دراسة العلاقة بين المتغيرين.

ومن خلال الدراسة تبيّن لنا عدم تحقق قانون اوكن بنفس المعدل الذي استنتجه أوكن في حالة الاقتصاد الأمريكي، كما وقد خلصنا من خلال الدراسة إلى وجود تأثير موجب للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للسنوات السابقة في تخفيض معدل البطالة خلال السنوات اللاحقة ولكن هذا التأثير يكاد ينعدم.

الكلمات المفتاحية: النمو الاقتصادي، سوق العمل، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل البطالة، نموذج VAR

رموز **jel**: O40 ,E24, C10

Abstract:

The main aim of this paper is to analyze the relationship between economic growth and labor market in Algeria. This is done by exploring the effect of changes in real GDP on the unemployment rate during the period 1981-2014. The paper also attempts to test Okun's law on the Algerian economy. The results show that Okun's Law is applicable on the Algerian Economy but with lower rate compared to the US economy, and that there is a positive impact of the real GDP of previous years on reducing the unemployment rate of current year .

Key Words : *Economic Growth, Labor market, Real GDP, Unemployment rate, VAR model.*

(JEL) Classification : O40 ,E24, C10.

تمهيد:

لقد استقطب موضوع اقتصاد العمل اهتمام العديد من الباحثين سواء في علم الاقتصاد أو علم الاجتماع، وهو ما نتج عنه طرح للعديد من الإشكاليات في إطار دراسات أكاديمية للبحث في الاختلالات التي يعيشها سوق العمل، فكان تركيز البعض منهم على جانب العرض في سوق العمل، فيما صرف البعض اهتماماتهم إلى جانب الطلب.

ولعل أهم إشكالية يتم البحث فيها في مجال اقتصاديات العمل هي التوازن في سوق العمل، وكذا السياسات التي تعمل على مواجهة الاختلال فيه.

ومن مظاهر الاختلال في سوق العمل نجد ظاهرة البطالة، والتي تعرف بأنها الفرق بين حجم العمل المعروض عند مستويات سائدة للأجور وفي ظل ظروف معينة، وبين حجم العمل المستخدم عند هذه المستويات وذلك خلال فترة زمنية معينة.

وفي المقابل يأتي الاهتمام بتشغيل القوى العاملة للتخفيف من حدة البطالة كون هذه الأخيرة تعد هدرا للموارد البشرية هذا من جهة، ومن جهة أخرى لكون التشغيل يعد مطلبا أساسيا لأفراد المجتمع انطلاقا من الحق في العمل.

وقد أثبتت العديد من الدراسات السابقة لظاهرة البطالة بأن التغير في معدل البطالة يتأثر بالعديد من العوامل يمكن حصرها في ثلاث عوامل رئيسية وهي: العامل الديمغرافي، العامل السوسيولوجي أو الاجتماعي والعامل الاقتصادي. وفي هذا السياق نشير أن كل من العامل الأول والثاني لهما علاقة بجانب عرض العمل، فيما يرتبط جانب الطلب في سوق العمل بالعامل الثالث وهو العامل الاقتصادي؛ حيث يرتبط تحسين مستويات التشغيل ورفع معدل العمالة بالأداء الاقتصادي الايجابي ومعدل النمو المحقق في الناتج الحقيقي وما يتضمنه ذلك من زيادة في حجم الاستثمارات والتي من شأنها خلق المزيد من فرص التشغيل.

وعلى ضوء هذا العرض نطرح **الإشكالية التالية: " ما هو نوع العلاقة الموجودة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة في حالة الاقتصاد الجزائري؟** وللإجابة على هذه الإشكالية ومعرفة نوع العلاقة بين كل من الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي ومعدل البطالة، سنقوم باختبار الفرضية التالية:

- ✓ هناك علاقة سلبية بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة. أي هناك تأثير ايجابي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في تخفيض معدل البطالة في الجزائر.

أولا: الخلفية النظرية للدراسة:

من بين أهم النظريات المفسرة للعلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة نجد قانون أوكن Okun's Law 1962[1]. حيث قام الاقتصادي الأمريكي أوكن بدراسة تحليلية لبعض المتغيرات في الاقتصاد الأمريكي في الفترة 1960/1947، وقد لاحظ أوكن أن أي انخفاض ب1% في معدلات البطالة سيصاحبها ارتفاع في الناتج المحلي الحقيقي ب 3% .

ويعتبر قانون أوكن حقيقةً بمثابة الأساس النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي (أو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي) والبطالة، ويمثل هذا القانون علاقة عكسية بين نمو الناتج المحلي الحقيقي ومعدل البطالة، وقد اقترح أوكن شكلين للعلاقة في 1970 [2]، وهو نفس الأمر بالنسبة لدراسة Barreto and Howland (1993) [3] ، ويمكن توضيح هذه العلاقة من خلال دراسة Biyase and Bonga (2007) [4] ، ودراسة and All (2006) Tarron [5]، وذلك على النحو التالي:

نموذج الفجوة: يأخذ هذا النموذج الشكل التالي:

$$Y_t - Y_t^* = -\beta\,(U_t - U_t^*) + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1).$$

حيث :

Y_t : الناتج المحلي الحقيقي، Y_t^* : الناتج الممكن، U_t^* : معدل البطالة عند الناتج الممكن (المعدل الطبيعي للبطالة)، U_t : معدل البطالة الفعلي، $\square$: معامل أوكن.

نموذج الفرق: ويأخذ هذا النموذج الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta U_t + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2).$$

ويتم استخدام المعادلة 2 عندما يكون موضوع الدراسة قياس أثر البطالة على النمو الاقتصادي، أما اذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر النمو الاقتصادي أو الناتج المحلي الإجمالي على البطالة فيتم استخدام المعادلة التالية:

$$\Delta U_t = \beta_0 - \beta_1\,\Delta Y_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(3).$$

ثانيا: الدراسات السابقة :

حاول العديد من الباحثين اختبار العلاقة بين الناتج الاجمالي الحقيقي ومعدل البطالة، وذلك للتعرف على حقيقة هذه العلاقة ومدى تحقق قانون أوكن في البلدان قيد الدراسة، فأكدت بعض النتائج وجود العلاقة، فيما نفت بعض الدراسات وجود هذه العلاقة في بعض البلدان وقد فسر الباحثون انعدام هذه العلاقة ليس لكونها غير موجودة وانما لطبيعة اقتصاد البلدان التي انعدمت فيها العلاقة.

ومن بين الدراسات نذكر منها: Smith (1975) [6] ، Gordon and Clark (1984)[7] ، Anthonie Knoester (1986)[8] ، Prachowny (1993)[9] ، Attfield and silverston (1997) [10] ، Lee [11] (2000)، Kapsos (2005) [12] .

ومن الدراسات التي حاولت اختبار هذه العلاقة في الدول العربية نذكر ما يلي:

الدراسة التي قدمها **عماد موسى 2008** [13] لاختبار العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في الدول العربية، حيث قام الباحث بدراسة العلاقة لعينة من الدول العربية (مصر ، الجزائر، تونس، المغرب)، وخلص الباحث إلى نتيجة مفادها غياب العلاقة في اقتصاديات الدول العربية.

وقد أشار الباحث إلى أن غياب العلاقة في عينة الدراسة لا يعني أبدا ان هذه العلاقة غير موجودة، ولكن قد يعزى ذلك إلى طبيعة البطالة المتفشية في هذه الدول، والى طبيعة النشاط الاقتصادي لهذه البلدان .

دراسة **ندوة هلال جودة ورجاء عبدالله عيسى2010** [14]، العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في العراق باستخدام قانون OKUN واختبار Toda-Yamamoto، حيث خلصت الدراسة إلى عدم تحقق قانون أوكن، أي عدم وجود علاقة بين النمو الاقتصادي والتغير في معدلات البطالة وذلك لطبيعة الاقتصاد العراقي، كما أن العلاقة حسب اختبار Toda-Yamamoto بينت وجود علاقة سببية من البطالة الى معدل نمو الناتج، أي هناك تأثير سلبي على للبطالة على نمو الناتج.

ودراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في المملكة الأردنية الهاشمية، وذلك خلال الفترة 1970/ 2008[15]، توصل من خلالها الباحث إلى نتيجة مفادها أن العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل البطالة تتحقق فقط في المدى الطويل، وخلص في الاخير إلى أن السياسات الاقتصادية المتعلقة بادارة الطلب لن يكون لها تأثير مهم في خفض معدلات البطالة في الأردن، في حين أن اصلاح مؤسسات سوق العمل يمكن ان تكون أكثر ملائمة.

دراسة **جلال شيخ العيد وعيسى بهدي 2012** [16]، لقياس أثر النمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الاراضي الفلسطينية للفترة 2011/1996، وخلصت هذه الدراسة إلى وجود علاقة عكسية بين معدل النمو ومعدل البطالة ولكن باختلاف ما أقره أوكن في حالة الاقتصاد الامريكي، كما توصلت الدراسة إلى أن سلوك دالة البطالة في الضفة الغربية يختلف عن سلوك دالة البطالة في قطاع غزة.

دراسة **نبيل مهدي الجنابي وعيسى محمد مهدي 2014** [17]، بعنوان البطالة والنمو في الاقتصاد العراقي دراسة قياسية للفترة 2010/1990، وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية بين النمو الاقتصادي والبطالة وبينت الدراسة أن هناك علاقة سببية في اتجاه واحد من النمو الاقتصادي إلى البطالة، حيث أن ارتفاع معدل النمو بمقدار 100% يؤدي إلى خفض معدل البطالة العام بمقدار 3.1_ بعد سنة. وذلك بخلاف دراسة **أسوان عبد القادر وآمنة عبد الإله** [18]، بعنوان أثر البطالة في النمو الاقتصادي (العراق والجزائر) نموذجا، التي بينت أثر البطالة على النمو الاقتصادي، باعتبار بطالة اليد العاملة هي طاقة غير مستغلة، وبينت الدراسة أن هناك انتشار للبطالة الهيكلية في البلدين نتيجة عن تراجع الإنتاج في بعض القطاعات.

دراسة **برحومة عبد الحميد وزروخي صباح 2014** [19] بعنوان دراسة قياسية للعلاقة بين معدل البطالة والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990- 2013، حيث أثبتت الدراسة وجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل البطالة في الاقتصاد الجزائر وذلك خلال فترة الدراسة حيث أن التغير في الناتج المحلي الاجمالي بوحدة واحدة يؤدي إلى تغير معدل البطالة ب 0,67 .

ثالثا: الدراسة التطبيقية

1- التعريف بالمتغيرات والنموذج المستخدم

سنحاول دراسة العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل البطالة وذلك بالاعتماد على قانون أوكن، وسنعتمد في دراستنا على النموذج التالي: $\Delta U_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t$

حيث:

ΔU_t: التغير في معدل البطالة. ΔY_t : التغير في الناتج الاجمالي الحقيقي.

β_0 ، β_1 ، ε_t : هي عوامل النموذج والمتغير العشوائي على التوالي.

ولكن في هذه الدراسة قمنا بصياغة النموذج بالكتابة الفرنسية على الشكل التالي:

ΔTC:[20] التغير في معدل البطالة.

$\Delta PIBR$: [21] التغير في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي.

β_0 ، β_1 ، ε_t : هي عوامل النموذج والمتغير العشوائي على التوالي.

2- دراسة الاستقرارية: اختبارات الجذر الوحدوي Unit Root Test :

اختبارات الجذر الوحدوي لا تعمل فقط على كشف مركبة الاتجاه العام، بل انها تساعد على تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة.[22]

اختبار ديكي - فولر (Tests de Dickey–Fuller 1979):[23]

نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى:

$$(1)\ x_t = \emptyset x_{t-1} + \varepsilon_t$$

نموذج الانحدار بوجود الثابت:

$$(2)\ x_t = \emptyset x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

نموذج الانحدار الذاتي بوجود الاتجاه:

$$(3)\ x_t = \emptyset x_{t-1} + bT + c + \varepsilon_t$$

اختبار ديكي- فولر الموسع[24](Augmentés 1981)

$$(4)\quad \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \emptyset_j x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$(5)\quad \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \emptyset_j x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$(6)\quad \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \emptyset_j x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

ويتم تحديد درجة التأخير p اعتمادا على معيار Akaike (AIC)، أو معيار Schwarz (SC)، أو معيار Hannan Quinn (HQ) (ونحن في هذه الدراسة سنعتمد على المعيارين الأولين فقط)، وذلك بالاعتماد على النموذج الخامس. اذا كانت درجة التأخير تساوي 0 فإننا نستخدم اختبار ديكي – فولر البسيط واذا كانت أكبر من ذلك نستخدم اختبار ديكي فولر الموسع أو المطور.

أ- تحديد درجة التأخير :

الجدول رقم 01 : تحديد درجة التأخير للسلسلتين من خلال معيار Akaik و Schwarz

السلسلة	المعيار	درجة التأخير			
		0	1	2	3
DTC	Akaik	4.7196	4.7647	4.8060	4.8337
	Schwarz	4.8103	4.9021	4.9911	5.0673
DPIBR	Akaik	16.1508	16.2418	16.3254	16.4128
	Schwarz	16.2415	16.3793	16.5105	16.6464

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات برنامج **Eviews 7** .

من خلال المعطيات في الجدول يتبين لنا أن أقل قيمة حسب معيار akaik كانت 4.7196 وأقل قيمة حسب معيار Schwarz كانت 4.8103، وهي تقابل درجة التأخير 0. هذا بالنسبة للسلسلة DTC. أما بالنسبة للسلسة DPIBR فكانت أقل قيمة حسب المعيارين السابقين عند نفس درجة التأخير 0. وهو ما يعني الاعتماد على اختبار ديكي فولر البسيط عند دراسة الاستقرارية بالنسبة لكلتا السلسلتين.

ب- اختبار استقرارية السلسلتين DTC و DPIBR:

لدراسة استقرارية السلسلتين تكون الفرضيات المدروسة في النماذج الثلاث على الشكل التالي:

H_0 : السلسلة غير مستقرة

H_1: السلسلة مستقرة

الجدول رقم 02 : استقرارية السلسلتين DTC وDPIBR باستعمال اختبار ديكي - فولر

	النماذج	ق إ	ق ح	الاحتمال	القرار	النتيجة
DTC	النموذج3	-3.9271	-3.5530	0.0220	نرفض H0	السلسلة مستقرة
	النموذج2	-3.8654	-2.9540	0.0058	نرفض H0	
	النموذج1	-3.9178	-1.9513	0.0003	نرفض H0	
DPIBR	النموذج3	-6.0531	-3.5529	0.0001	نرفض H0	السلسلة مستقرة
	النموذج2	-5.6526	-2.9540	0.0000	نرفض H0	
	النموذج1	-4.8966	-1.9513	0.0000	نرفض H0	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات برنامج Eviews 7.

من خلال دراسة استقرارية السلسلتين وجدنا أن سلسلة التغير في معدل البطالة مستقرة عند المستوي وهي نفس النتيجة بالنسبة لسلسلة التغير في الناتج المحلي الإجمالي فهي مستقرة كذلك عند المستوي باستخدام النموذج $M(3)$. ومنه نقول أنه لا يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين لأن من شروط التكامل المشترك:

- أن تكون السلسلتين غير مستقرتين.
- أن تكون السلسلتين متكاملتين من نفس الدرجة.

بما أن شروط التكامل المشترك غير محققة فلا نستطيع استخدام نموذج تصحيح الخطأ وبالتالي نستخدم إما نموذج الانحدار الذاتي المتعدد$VAR(p)$ أو النموذج الخطي البسيط (لدراسة العلاقة بين المتغيرين)، ونحن في هذه الدراسة سنقوم بدراسة السببية بين المتغيرين من خلال اتباع سببية Granger ، وبعد ذلك نقوم بدراسة العلاقة بين المتغيرين من خلال نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR.

3-اختبار السببية لجرانجر بين DTC وDPIBR

قبل دراسة السببية نحدد درجة التأخير التي يتم على أساسها دراسة السببية بين المتغيرين.

أ- تحديد درجة التأخير:

الجدول رقم 03: تحديد درجة التأخير

المعيار / د.التأخير	P=1	P=2	P=3	P=4	5P=	6P=	7P=	8P=
Akaike	20.92	20.99	20.95	21.00	20.70	20.78	20.62	19.47
SC	21.19	21.45	21.60	21.84	21.73	22.01	22.06	21.12

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات برنامج Eviews.7 .

ب- اختبار سببية جرانجر

على أساس درجات التأخير كانت نتيجة اختبار السببية كما يلي:

في مجال درجات تأخير 1-4، وجدنا حسب معياري AKaike وSChwarz أن أقل القيم هي المقابلة لدرجة التأخير 1.

الجدول رقم 04 : دراسة السببية عند درجة التأخير 1:

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/01/16 Time: 13:45
Sample: 1981 2014
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DPIBR does not Granger Cause DTC	33	0.04982	0.8249
DTC does not Granger Cause DPIBR		0.50686	0.4820

المصدر: من إعداد الباحثين، معطيات مستخرجة من برنامج EVIWS 7 .

نلاحظ من خلال الجدول والاحتمال المقابل أن dpibr لا تؤثر في dtc، وفي المقابل نجد أن dtc لا تؤثر كذلك في dpibr.

وإذا أخذنا مجال درجات التأخير من 1-8، نجد أن أقل القيم المقابلة لمعياري Akaike وSChwarz، هي القيم المقابلة لدرجة التأخير 8. وعلى هذا الأساس كانت نتائج اختبار السببية كما يلي:

الجدول رقم 05 : دراسة السببية عند درجة التأخير 8:

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/01/16 Time: 13:48
Sample: 1981 2014
Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DPIBR does not Granger Cause DTC	26	3.73600	0.0330
DTC does not Granger Cause DPIBR		3.46082	0.0412

المصدر: من اعداد الباحثين، معطيات مستخرجة من برنامج EVIWS 7 .

من خلال الجدول والاحتمالات المقابلة للفرضيات المطروحة نجد أن كلا المتغيرين يؤثران في بعضهما، أي أن dpibr يؤثر في dtc، و dtc يؤثر في dpibr.

4- تقدير العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة باستخدام نموذج VAR

بعد تحديد درجة التأخير ودارسة السببية بين المتغيرين، سنقوم بدراسة العلاقة بين كل من التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة من خلال نموذج VAR؛ وذلك على أساس درجة التأخير 8 (والتي تعكس الأجل الطويل المدى).

تظهر نتائج تقدير نموذج VAR عند درجة التأخير 8 كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول رقم 06 : تقدير نموذج VAR بين المتغيرين DTC و DPIBR

Vector Autoregression Estimates
Date: 05/07/16 Time: 12:28
Sample (adjusted): 1989 2014
Included observations: 26 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DTC	DPIBR
DTC(-1)	0.011332 (0.31069) [0.03647]	-371.5600 (131.592) [-2.82357]
DTC(-2)	-0.379739 (0.26944) [-1.40937]	-323.4908 (114.122) [-2.83460]
DTC(-3)	0.240343 (0.30907) [0.77762]	-432.5010 (130.909) [-3.30382]
DTC(-4)	-0.083351 (0.24302) [-0.34297]	-249.6684 (102.934) [-2.42553]
DTC(-5)	0.494986 (0.24248) [2.04133]	-495.7135 (102.704) [-4.82661]
DTC(-6)	-0.175227 (0.17489) [-1.00194]	-1.215545 (74.0742) [-0.01641]
DTC(-7)	0.251803 (0.16988) [1.48228]	-234.4247 (71.9514) [-3.25810]
DTC(-8)	0.082377 (0.14548) [0.56625]	-99.97118 (61.6176) [-1.62244]
DPIBR(-1)	-0.000547 (0.00045) [-1.21760]	-0.254551 (0.19027) [-1.33783]
DPIBR(-2)	-0.001370 (0.00047) [-2.89597]	-0.396005 (0.20030) [-1.97701]
DPIBR(-3)	-0.001334 (0.00071) [-1.87010]	-0.949145 (0.30215) [-3.14129]
DPIBR(-4)	-0.000943 (0.00097) [-0.96759]	-1.134996 (0.41268) [-2.75031]
DPIBR(-5)	-0.000567 (0.00107) [-0.53130]	-1.549413 (0.45179) [-3.42949]
DPIBR(-6)	0.001413 (0.00107) [1.31612]	-1.499097 (0.45466) [-3.29719]
DPIBR(-7)	0.000464 (0.00086) [0.53963]	-0.918701 (0.36403) [-2.52368]
DPIBR(-8)	0.001592 (0.00069) [2.29836]	-1.503649 (0.29330) [-5.12669]
C	0.288690 (1.48846) [0.19395]	2745.768 (630.441) [4.35531]

المصدر: مخرجات برنامج التقدير

نلاحظ من خلال الجدول وحسب العلاقة الأولى DTC، فإن كل من $DPIBR_{-2}$ و $DPIBR_{-3}$ و$DPIBR_{-8}$، هي المتغيرات المرتبطة بالناتج والتي تؤثر معنويا على DTC.

فمثلا إذا ارتفع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بوحدة واحدة في الفترة t، ينخفض معدل البطالة ب 0,0013نقطة في الفترة t+2.

أما بالنظر إلى العلاقة الثانية DPIBR من خلال الجدول، فإن كل المتغيرات المرتبطة بDTC تؤثر في التغير في الناتج الاجمالي الحقيقي ما عدا كل من DTC_{-6} و DTC_{-8}، هي المتغيرات المرتبطة بالناتج والتي تؤثر معنويا على DTC.

اذا ارتفع معدل البطالة ب1% في الفترة t، فإن الناتج المحلي الحقيقي ينخفض ب 329,49 وحدة في الفترة t+2.

الجدول رقم 07 : نتائج احصائية تابعة لتقدير نموذج VAR بين DTC و DPIBR

R-squared	0.854569	0.823682
Adj. R-squared	0.596025	0.510228
Sum sq. resids	16.61164	2980091.
S.E. equation	1.358579	575.4313
F-statistic	3.305313	2.627761
Log likelihood	-31.06849	-188.3342
Akaike AIC	3.697576	15.79494
Schwarz SC	4.520178	16.61754
Mean dependent	-0.357692	394.0134
S.D. dependent	2.137508	822.2362
Determinant resid covariance (dof adj.)		602800.9
Determinant resid covariance		72229.10
Log likelihood		-219.2236
Akaike information criterion		19.47874
Schwarz criterion		21.12394

من خلال الجدول وبالنظر إلى العلاقة الأولى DTC نلاحظ أن 59,60 % من التغيرات في معدل البطالة نجد تفسيرها في المتغيرات المستقلة في النموذج . وهو ما يوضحه معامل التحديد المصحح بالنسبة للعلاقة الأولى.

أما بالنسبة للعلاقة الثانية DPIBR فإن 51,02 % من التغيرات في الناتج المحلي الحقيقي نجد تفسيرها في تغيرات معدل البطالة وتغيرات الناتج المحلي في الفترات السابقة. وهو ما يوضحه معالم التحديد المصحح بالنسبة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاعتماد على المعطيات المستخرجة من برنامج **EVIWS 7**.

اختبار وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء: للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء في النموذج المقدر قمنا بإجراء اختبار PORTMANTEAU وذلك كما هو مبين في الجدول التالي:

الجدول رقم 08 : الارتباط الذاتي بين الأخطاء

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/18/16 Time: 17:17
Sample: 1981 2014
Included observations: 26

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.015349	NA*	1.055963	NA*	NA*
2	6.728401	NA*	7.245103	NA*	NA*
3	15.69884	NA*	17.38560	NA*	NA*
4	17.76226	NA*	19.82418	NA*	NA*
5	24.28771	NA*	27.90332	NA*	NA*
6	26.53518	NA*	30.82503	NA*	NA*
7	27.21983	NA*	31.76191	NA*	NA*
8	27.61447	NA*	32.33195	NA*	NA*
9	30.60744	0.0001	36.90944	0.0000	7
10	31.39516	0.0010	38.18948	0.0001	11
11	32.62117	0.0053	40.31456	0.0004	15
12	32.97603	0.0242	40.97360	0.0024	19

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

المصدر: من إعداد الباحثين، معطيات مستخرجة من برنامج **EVIWS 7** .

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن الاحتمالات المقابلة لفترات التأخير أكبر من 8 وهي الفترة المحددة في النموذج أقل من حد المعنوية 5% ومنه نستنتج عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء في النموذج VAR المقدر.

اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء: لدراسة التوزيع الطبيعي للأخطاء نقوم بإجراء اختبار التوزيع الطبيعي (Normality test) لـ [25] **Lutkepohl**.

قبل ذلك يمكن كتابة العلاقتين من خلال تقدير VAR أعلاه على الشكل التالي:

$$\Delta TC = C + \sum_{i=1}^{8} \Delta TC_{t-i} + \sum_{i=1}^{8} \Delta PIBR_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots(1)$$

$$\Delta PIBR = C + \sum_{i=1}^{8} \Delta TC_{t-i} + \sum_{i=1}^{8} \Delta PIBR_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots(2)$$

العلاقة 1 نجد أن التغير في معدل البطالة ΔTC هو المتغير التابع، في حين نجد أن المتغيرات المستقلة تتمثل في كل من التغير في معدل البطالة خلال السنوات السابقة (بتأخيرات زمنية تصل حتى 8) وهو ما يمثل التسوية

الجزئية في سوق العمل[26]، والمتغير المستقل الثاني هو التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال السنوات السابقة .

أما بالنسبة للعلاقة 2 فإن المتغير التابع هو التغير في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي $\Delta PIBR$ ، في حين أن المتغيرات المستقلة تمثل كل من التغيرات السابقة في معدل البطالة، والتغيرات السابقة في قيمة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي.

نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء:

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/19/17 Time: 15:51
Sample: 1981 2014
Included observations: 26

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.8156	2	0.407689	1
0.0167	2	8.186818	2
0.0721	4	8.594507	Joint

المصدر: مخرجات برنامج التقدير

Skewness	Component
0.084370	1
0.495898	2
Kurtosis	**Component**
3.589793	1
5.563865	2

المصدر: مخرجات برنامج التقدير

من خلال النتائج يتضح لنا أن: الأخطاء في العلاقة 1 تتبع التوزيع الطبيعي لأن الاحتمال المقابل لإحصائية Jarque-Bera بالنسبة للعلاقة 1 يساوي 0,816 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5%، وبالتالي يتم قبول الفرضية Ho والتي تنص على أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي. أما فيما يخص العلاقة 2 فإن الأخطاء لا تتبع التوزيع الطبيعي، فالاحتمال المقابل لإحصائية Jarque-Bera بالنسبة للعلاقة 2 يساوي 0,017 وهو أقل من مستوى المعنوية 5% ، وبالتالي يتم رض الفرضية Ho، أي أن الأخطاء لا تتبع التوزيع الطبيعي.

أما بالنسبة لنموذج VAR فإنه من خلال الاحتمال المقابل لإحصائية Jarque-Bera للنموذج ككل، والذي يساوي 0,072 وهي قيمة أكبر من مستوى المعنوية 5%، ومنه يتم قبول الفرضية Ho، وبالتالي الأخطاء بالنسبة للنموذج ككل تتبع التوزيع الطبيعي.

وفي نفس السياق نجد أن كل من معاملات الالتواء والتفلطح لكل من العلاقة 1 والعلاقة 2 تؤكد أن العلاقة 1 تتميز بأن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي، وهذا عكس الأخطاء في العلاقة 2 والتي لا تتبع التوزيع الطبيعي.

اختبار عدم تجانس التباين Heteroscedasticity (أو تجانس التباين Homoscedasticity):

عند اختبار عدم تجانس التباين في نموذج VAR [27] ، نجد اختبار White لتقدير عدم تجانس التباين والذي يتم تطبيقه من خلال التقدير بطريقة المربعات الصغرى MCO للمعادلة الموالية: [28]

$$e_i^2 = \delta_0 + \delta_1 Z_{i1} + \cdots + \delta_p Z_{ip} + u_i$$

Z_{iK}: تمثل المتغيرات (K=1,…,P عدد المعلمات) المفسرة للنموذج إضافة إلى مربعاتها ومخرجاتها (الضرب فيما بينها).[29]

واذا أردنا القيام باختبار White في حالة النموذج الذي تم تقديره أعلاه بفترة تأخير 8، هذا يعني أن عدد المعلمات (حسب العلاقتين 1 و2 في نموذج VAR أعلاه) يصبح 34 معلمة [30] وبهذا يصبح لدينا عدد المعلمات أكبر من عدد المشاهدات (26 مشاهدة بعد التعديل)، وبالتالي يستحيل القيام باختبار عدم تجانس التباين لنموذج VAR المقدر اعلاه.

وهذه الحالة تمثل مشكلة فقدان درجات الحرية (les Problemes de perte de degrés de liberté) بسبب التأخيرات الزمنية، وهو يمثل أحد المشاكل في نماذج VAR ؛ حيث أشار إليه Régis Bourbounnais [31].

الخلاصة:

هناك تأثير متبادل بين الناتج المحلي الحقيقي ومعدل البطالة وظهر ذلك من خلال دراستنا للسببية بينهما والتي بينت وجود علاقة سببية في الاتجاهين، إلا أن هذه العلاقة كانت ذات تأثير في المدى الطويل. بالنسبة للسببية من الناتج المحلي الإجمالي إلى معدل البطالة، بينت الدراسة أن التغير في الناتج المحلي الحقيقي خلال الفترة t يكون له تأثير سلبي (عكسي) على معدل البطالة للفترة الثانية أو الثالثة وحتى الفترة الثامنة، وقد يرجع ذلك في حقيقة الأمر إلى أن الناتج المحلي إذا ما ارتفع فإن ذلك يعني الحاجة إلى زيادة استخدام عوامل الإنتاج، ومن ثم الحاجة إلى زيادة التوظيف في السنوات الموالية بهدف إما المحافظة على حجم الناتج السابق أو زيادة مستوى الناتج، وهو ما ينعكس في الفترة الثانية والثالثة على تخفيض معدلات البطالة.

أما بالنسبة للعلاقة السببية من معدل البطالة إلى الناتج المحلي الحقيقي فقد بينت الدراسة أن التغير في معدل البطالة خلال الفترة t له تأثير عكسي على الناتج المحلي الحقيقي خلال الفترات الموالية، وذلك انطلاقا من الفترة الأولى إلى غاية الفترة الخامسة. ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن انخفاض معدل البطالة من خلال زيادة التوظيف في الفترة t يؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الحقيقي خلال الفترات الموالية ما لم يصل الاقتصاد إلى الناتج الممكن.

ومن خلال اختبارات التوزيع الطبيعي للأخطاء للعلاقتين في النموذج الكلي، بيّنت أن العلاقة الأولى تتميز بتوزيع طبيعي للأخطاء عكس العلاقة الثانية، وهو ما يدل أن العلاقة الأولى [32]، هي علاقة أكثر دلالة إحصائية من العلاقة 2، أي أن تأثير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على معدل البطالة أكثر دلالة من تأثير معدل البطالة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي حسب معطيات الاقتصاد الجزائري وخلال فترة الدراسة المأخوذة.

وإذا ما قارنا العلاقة المحققة بين الناتج المحلي الحقيقي ومعدل البطالة في حالة الجزائر من خلال هذه الدراسة مع العلاقة المحققة في قانون أوكن والتي تبين أن انخفاض ب1% في معدلات البطالة سيصاحبها ارتفاع في الناتج المحلي الحقيقي ب 3% . نقول أن قانون أوكن غير محقق في حالة الاقتصاد الجزائري، وذلك للتباين الكبير بين الاقتصاد الأمريكي والاقتصادي الجزائري من حيث القدرة الإنتاجية وهيكل الاقتصاد واليد العاملة المؤهلة، وبالرغم من تفشي البطالة في الاقتصاد الأمريكي إلا أن أي تغير في معدل البطالة يؤدي إلى تغير في الناتج المحلي الاجمالي.

في الأخير؛ ومن خلال النتائج المتوصل إليها نلاحظ أن العلاقة التبادلية بين معدل البطالة والناتج المحلي الحقيقي حتى وان وجدت فإنها تكاد تكون منعدمة. كما نلاحظ أنه من خلال النتائج المتوصل إليها (بالأخص النتائج الإحصائية بشأن العلاقة الأولى في النموذج الكلي المقدر) يتم إثبات صحة الفرضية، ونقول أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الفترة t يؤثر بشكل ايجابي 3^3 على تخفيض معدلات البطالة في الفترات الموالية؛ إلا أن هذا التأثير ضئيل ويكاد يكون معدوما.

المراجع والاحالات:

1 Okun Arthur, Potential GNP: Its Measurement and Significance,Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association, 1962, pp. 98-104.

2 Okun Arthur, The Political Economy of Prosperity, Brookings Institution Press, Published January , 1970.

3 Barreto, Humberto and Frank M. Howland, There Are Two Okun's Law Relationships Between Output and Unemployment, Unpublished manuscript of Wabash College, Presented at fifty-seventh annual meeting of Midwest Economic Association, April 1, 1993, Indiana-polis, Indiana. http://wabash.edu/go/f3j477

4 Biyase Mduduzi and Lumengo Bonga-Bonga, South Africa's Growth Paradox,2007, (this paper also presentated at the DEGIT XIX conference held at Vanderbilt University in Nashville), PP 15-16.
http://degit.sam.sdu.dk/papers/degit_12/C012_043.pdf

5 Tarron Khemraj, Jeff Madrick and Willi Semmler, Okun's Law and Jobless Growth, article published by Schwartz Center for Economic Policy Analysis-The New School, N°03,March 2006. PP 2-3.
https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54881/1/MPRA_paper_54881.pdf

6 Gary Smith, Okun's Law Revisited, Cowles Foundation Discussion N° 380, at YALE University, 22 october 1974, Published in 1975.

7 Robert J. Gordon and Peter K. Clark, Unemployment and Potential Output in the 1980s, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1984, No. 2, pp. 537-568.

8 Anthonie Knoester, Okun's law revisited, Review of World Economics, Volume 122, Issue 4, December 1986, pp 657–666.

9 Martin F. J. Prachowny, Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates, The Review of Economics and Statistics, Vol. 75, No. 2 (May, 1993), pp. 331-336.

10 Clifford L. F. Attfield and Brian Silverstone, Okun's Coefficient: A Comment, The Review of Economics and Statistics, Vol. 79, No. 2 (May, 1997), pp. 326-329 .

11 Lee J. , The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries, Journal of Macroeconomic , Vol.22, n°2, 2000 , 331-356.

12 Steven Kapsos, The employment intensity of growth : The employment intensity of growth, Employment Strategy Papers, International Labour Office, 2005.

13 Imad A.Moosa: Economic growth and Unemployment in Arab countries :Is Okun's low valid. Journal of Development and Economic Policies.Vol.10.No.2.2008.pp(7-24).□

14 هلال جودة ندوة ورجاء عبدالله عيسى، العلاقة بين النمو الاقتصادي والبطالة في العراق باستخدام قانون OKUN واختبار Toda-Yamamoto، مقالة منشورة بمجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية، الملجد 12، 2010، ويمكن تحميل المقالة على الرابط التالي:
http://www.iasj.net/iasj?func=fulltext&aId=13785

15 Kreishan Fuad Mohamed, Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis, Journal of Social Sciences, Volum 7, N° 2, 2011. 218-231.

16 جلال شيخ العيد وعيسى بهدي، أثر النمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الأراضي الفلسطينية للفترة 196- 2011، مقالة منشورة بمجلة الباحث، جامعة ورقلة، الجزائر، العدد 11، 2012، ص ص:23- 34، ويمكن تحميل المقالة على الرابط التالي:
http://rcweb.luedld.net/rc11/A1102.pdf

17 نبيل مهدي الجنابي وعيسى محمد مهدي، البطالة والنمو في الاقتصاد العراقي دراسة قياسية للفترة 1990- 2010، مقالة منشورة بمجلة القادسية للعلوم الادارية والاقتصادية، الملجد 16، 2014، ويمكن تحميل المقالة على الرابط التالي:

http://www.iasj.net/iasj?func=fulltext&aId=96232

18 أسوان عبد القادر زيدان وآمنة عبد الإله حمدون، أثر البطالة في النمو الاقتصادي (العراق والجزائر) نموذجا، مجلة زراعة الرافدين، العراق، المجلد 39، العدد 2، 2011.

19 زروخي صباح، برحومة عبدالحميد، دراسة قياسية للعلاقة بين معدل البطالة والنمو الاقتصادي في الجزائر خلا الفترة 1990- 2013 باستخدام التكامل المشترك، مقالة منشورة بمجلة أبحاث اقتصادية وادارية، جامعة محمد خيضر بسكرة، العدد الخامس عشر، جوان 2014، يمكن تحميل المقالة على الرابط التالي:

http://dspace.univ-biskra.dz:8080/jspui/bitstream/123456789/7008/1/n5.pdf

20 TC : Taux de Chomage .

21 PIBR : produit intérieur brut réel.

22 شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي، دار الحامد للنشر والتوزيع، الاردن، ط1، 2012، ص206.

23 Régis Bourbonnais, Econométrie : Manuel et exercice corrigés,Dunod,paris, 8 em édition, 2011, P247.

24 Régis Bourbonnais, Econométrie : Manuel et exercice corrigés, Ibid., p 248.

25 **Helmut Lütkepohl** is a German econometrician.

26 التسوية الجزئية بمعنى أن امتصاص البطالة يكون تدريجيا أو نسبيا خلال عدة سنوات ، وبذلك يكون هناك تأثير لمعدل البطالة خلال السنوات السابقة على معدل البطالة في السنة الحالية.

27 وفق البرنامج الاحصائي المستعمل نجد طريقتين :

- White heteroscedasticity (No Cross Terms);
- White heteroscedasticity (With Cross Terms);

28 Isabelle Cadoret, Catherine Benjamin, Frank Martin, Nadine Herrard, Steven Tanguy, Econométrie Aplliquée (Méthodes-Applications-Corrigés), De Boeck, Bruxelles, Belgique, 2004, P134.

29 مثلا اذا أردنا اختبار عدم تجانس التباين في نموذج بمتغير ثابت، ومتغيرين مفسرين (مستقلين) يصبح لدينا P يساوي 5:

$$Z_{i1} = x_{i2}, \quad Z_{i2} = x_{i3}, \quad Z_{i3} = x_{i2}^2, \quad Z_{i4} = x_{i3}^2, \quad Z_{i5} = x_{i2}x_{i3}$$

30 34 معلمة هو مجموع المعالم في العلاقتين 1 و2؛ بحيث نجد 17 معلمة في كل علاقة (8 تأخيرات للمتغير المستقل الأول، و8 تأخيرات للمتغير المستقل 2، ومعلمة الثابت).

31 Régis Bourbonnais, Econométrie : Manuel et exercice corrigés, Ibid, P 274.

32 تمثل تأثير التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (المتغير المستقل1) والتغيرات السابقة في معدل البطالة (المتغير المستقل 2) على التغير في معدل البطالة للسنة الحالية (المتغير التابع).

33 الناتج الإجمالي الحقيقي يؤثر بشكل ايجابي في تخفيض معدلات البطالة هو نفس المفهوم للعلاقة العكسية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة.